Document de travail n° 8

# Les critères d'admissibilité dans le cadre de la planification de l'emploi – Transférer le fardeau ou cibler l'aide ?

Miles Corak

1990

ISSN 1180-3495

92-05305/

# Les critères d'admissibilité dans le cadre de la planification de l'emploi – Transférer le fardeau ou cibler l'aide ?

Les résultats contenus dans la présente étude demeurent l'entière responsabilité de l'auteur et, en tant que tels, n'ont pas reçu l'adhésion des membres du Conseil économique du Canada.

## Table des matières


| | |
|---|---|
| Remerciements | vii |
| Avant-propos | ix |
| Résumé | xi |
| Introduction | 1 |
| Cadre de l'analyse | 3 |
| Méthode et résultats empiriques | 7 |
| Conclusions | 11 |
| Appendice | 15 |
| Notes | 19 |
| Liste des tableaux et des graphiques | 21 |
| Bibliographie | 23 |

## Remerciements

Une version antérieure de la présente étude a été rédigée à contrat pour le Groupe d'étude des problèmes de chômage du Conseil économique du Canada. L'auteur souhaite remercier le Conseil de l'aide financière qu'il a reçue. La présente version a été révisée en tenant compte des remarques de L. Gauvreau, S. Gera, H. Lazar, K. Newton, K. Norrie, L. Osberg et J. Peirce, et de trois lecteurs anonymes.

## Avant-propos

Les années 80 ont été marquées par un chômage élevé et persistant. L'élément dominant à cet égard a été l'augmentation de la proportion de la main-d'œuvre active représentée par les chômeurs de longue date, c'est-à-dire ceux qui demeurent en chômage pendant plus de six mois. Dans une large mesure, le problème du chômage est un problème de chômage de longue durée.

Pour cette raison, l'équipe des Problèmes de chômage du Conseil économique a entrepris une étude des divers aspects du chômage de longue durée et des politiques axées sur cette catégorie de chômeurs. Le présent document a été rédigé par un des membres de l'équipe et porte sur la principale initiative fédérale dans ce domaine, soit le Programme de développement de l'emploi, qui s'inscrit dans le cadre de la Stratégie canadienne de l'emploi. Un des aspects les plus controversés de ce programme est la règle imposant une période d'attente, en vertu de laquelle l'admissibilité aux prestations n'est reconnue qu'à ceux qui ont été en chômage pendant 24 des 30 semaines antérieures. L'auteur examine la raison d'être de ces périodes d'attente, il propose une méthode pour en établir la durée optimale et, plus précisément, il évalue le bien-fondé de la durée qui est actuellement fixée.

Nous espérons que ces travaux apporteront une contribution utile au débat entourant la structure du Programme de développement de l'emploi et aussi à celui, plus vaste, portant sur la forme que devrait prendre l'intervention des autorités tant fédérales que provinciales sur le marché du travail.

Judith Maxwell
Présidente

## Résumé

Ce document traite de l'établissement de critères d'admissibilité appropriés à un programme gouvernemental de formation ou de subvention salariale. L'étude est principalement axée sur la fonction de « sélection » jouée par ces critères et vise explicitement à évaluer la règle des six mois de chômage, l'un des critères d'admissibilité au Programme de développement de l'emploi qui s'inscrit dans le cadre de la Planification de l'emploi. Cette règle a suscité beaucoup de débats au cours des dernières années, et une analyse fondée sur les taux de risque calculés de façon empirique indique que cette période d'attente est trop longue. Les résultats d'une analyse des données sur les périodes de chômage provenant de l'enquête sur l'activité annuelle laissent penser qu'une période de chômage de trois à quatre mois constituerait un critère de sélection tout aussi efficace et contribuerait à réduire le coût de la perte économique imposée aux chômeurs. Ces résultats montrent aussi que si la règle était modifiée pour ramener la période d'attente à trois mois, le nombre de participants admissibles au programme n'augmenterait que d'environ 12 %. Ainsi, la règle prévoyant une période de chômage de six mois a davantage pour effet de transférer le fardeau du chômage aux chômeurs que de cibler l'aide vers ceux qui en ont le plus besoin.

## Introduction

L'élaboration de la politique de main-d'œuvre, comme l'établissement de la politique économique générale, est un exercice d'arbitrage, la recherche d'un équilibre entre l'idéal et ce qui est réalisable. La présente étude traite de certains aspects des arbitrages inhérents à une politique axée sur le chômage, en particulier le chômage à long terme. Elle porte notamment sur l'établissement de critères appropriés d'admissibilité à un programme de subventions salariales ou de formation, et peut s'articuler en opposant deux politiques de conception différente. Dans le cadre de la première politique, à caractère interventionniste, le gouvernement repère les personnes les plus susceptibles de devenir des chômeurs à long terme et leur ouvre l'accès au programme avant qu'elles ne se retrouvent sans emploi durant une longue période, ce qui a pour effet d'abaisser le coût de la perte économique associée au chômage pour ces particuliers ainsi que le coût social associé à la perte de production. Aux termes de la seconde politique, à caractère passif, les personnes deviennent admissibles au programme seulement après avoir été sans travail durant une très longue période. Le gouvernement a ainsi la certitude que les ressources affectées au programme viennent en aide à ceux qui en ont le plus besoin et non à ceux qui auraient trouvé un emploi avec ou sans aide.

L'arbitrage que supposent ces deux politiques découle du fait que le gouvernement ne peut déterminer avec exactitude, au préalable, qui seront les chômeurs à long terme et de ce que ses décisions sont assujetties à une contrainte budgétaire. L'établissement de critères d'admissibilité est un moyen de départager les chômeurs pour repérer ceux qui ont le plus besoin d'aide. Les fonds du programme sont ainsi orientés de manière plus précise, mais avec pour conséquence une perte de production plus importante et un plus lourd fardeau imposé aux chômeurs.

Brooks et Volker [1986], Hui et Trivedi [1985] et surtout l'OCDE [1987, p. 178-183] ont traité de questions connexes. Mais ce dilemme au plan des politiques se pose présentement au Canada. Dans son examen du Programme de développement de l'emploi, soit l'élément de la Planification de l'emploi (PE) qui vise à venir en aide aux chômeurs à long terme, le Comité permanent du travail, de l'emploi et de l'immigration a formulé les remarques que voici :

> [. . . ] pour la plupart, les personnes désireuses de s'inscrire à ce programme doivent avoir été en chômage pendant au moins six mois. Même si ce programme vise à répondre aux besoins des Canadiens qui traversent de longues périodes de chômage, de nombreux témoins ont dit que ce critère d'admissibilité était arbitraire et qu'il servait les intérêts du programme. De plus, bon nombre de personnes resteront sans aucun doute en chômage pendant une période de la durée requise, mais dans l'intervalle, elles n'ont droit à aucune aide et elles sont forcées d'attendre [1988, p. 16].

Le Comité a donc recommandé qu'au moins 10 % des participants au programme dans chaque région soient exemptés de la règle des six mois et que cette règle soit supprimée pour les personnes qui habitent dans une région où le taux de chômage annuel moyen est supérieur à une fois et demie la moyenne nationale[1]. En réponse, le gouvernement a accepté la première partie de la recommandation, mais il a sommairement rejeté la seconde en soutenant qu'elle ne pouvait « cadrer avec la portée et l'esprit actuels de la Planification de l'emploi ». Le gouvernement a fait valoir que

> [ . . . ] les recommandations visant à prolonger la période de formation, à modifier le contenu des programmes de formation ou à relâcher les critères d'admissibilité aux programmes amoindriraient la possibilité qu'a la PE d'aider les plus défavorisés. Dans la pratique, il résulterait de ces recommandations du Comité que la PE aiderait presque tout le monde au détriment de ceux qui ont le plus besoin d'aide [ . . . ]. Notre objectif d'aider les plus défavorisés nous pousse à affecter nos maigres ressources là où elles feront le plus de bien [Emploi et Immigration Canada, 1988, p. 7].

La présente étude a pour objet de présenter une évaluation partielle de ces deux visions opposées. La règle des six mois est-elle un moyen de reporter arbitrairement le fardeau du chômage sur les chômeurs ou d'orienter l'aide vers les plus défavorisés ?

En évaluant ainsi le Programme de développement de l'emploi, on met l'accent sur la fonction de « sélection » du critère d'admissibilité. La section intitulée « Cadre de l'analyse » renferme une description intuitive de cette fonction ainsi que certaines mises en garde et d'autres interprétations possibles. Un lien est établi entre la description intuitive et le principal élément d'analyse utilisé dans le reste du document, à savoir la probabilité conditionnelle de trouver un emploi, appelée « taux de risque ». L'analyse englobe également la façon dont la connaissance de cette probabilité peut servir à déterminer le critère d'admissibilité approprié. Les données, la méthode employée et les résultats obtenus sont décrits à la section intitulée « Méthode et résultats empiriques ». La dernière section résume les principales conclusions et certaines hypothèses à envisager pour l'avenir.

Les résultats obtenus laissent entendre que le gouvernement ne peut invoquer la volonté d'orienter l'aide vers les plus défavorisés pour justifier la règle des six mois. Par contre, il ne semble pas non plus y avoir de raison pressante de supprimer cette règle. Si une période de six mois paraît trop longue, une période d'un mois et demi est trop courte. Si la durée de la période de chômage que comporte le critère a surtout pour objet de permettre une sélection, il semblerait alors indiqué que celle-ci soit de trois à quatre mois. Si la durée était fixée à trois mois, le nombre de personnes admissibles au programme n'augmenterait pas sensiblement; selon les calculs, l'augmentation serait de 12 %.

## Cadre de l'analyse

La probabilité conditionnelle de trouver du travail est un concept fréquemment utilisé dans les analyses de la durée des périodes de chômage. Cette probabilité est aussi appelée « taux de risque ». Dans la présente étude, les expressions « probabilité conditionnelle de trouver du travail » et « taux de risque » sont synonymes et désignent la probabilité qu'une période de chômage donnée, ayant déjà duré un certain temps, prenne fin dans l'instant qui suit. Plus le taux de risque est élevé, moins est longue la durée de la période de chômage. La variation de cette probabilité au cours d'une période de chômage a fait l'objet de nombreuses études parce qu'on croit qu'elle peut permettre de vérifier la validité des modèles théoriques de recherche d'emploi par les chômeurs. Dans la présente étude, toutefois, il s'agit surtout de préciser les conclusions à tirer pour les fins de la politique de main-d'œuvre[2].

Le taux de risque est déterminé par trois facteurs reliés : l'effort déployé par la personne dans la recherche d'un emploi, le rythme auquel elle reçoit des offres d'emploi et la proportion des offres jugées acceptables. Ces facteurs déterminent l'importance du taux de risque et la possibilité que celui-ci varie en fonction de la durée du chômage. Si les autorités se proposent d'adopter une politique d'intervention active, elles doivent comprendre l'interaction de ces facteurs afin de déterminer le taux de risque et de repérer les personnes présentant les caractéristiques, ou se trouvant dans des circonstances, associées à un faible taux de risque. Ces personnes sont celles qui pourraient être en chômage durant une longue période.

Deux hypothèses sous-tendent implicitement le Programme de développement de l'emploi dans le cadre de la Planification de l'emploi. Premièrement, on suppose que le chômage de longue durée est attribuable au fait que les personnes en cause n'ont pas les aptitudes requises pour occuper les emplois créés, de telle sorte que des emplois leur sont offerts moins fréquemment, que la probabilité qu'elles se trouvent du travail est moins grande et, partant, qu'elles seront en chômage durant une plus longue période. Cette hypothèse se reflète dans la nature de l'aide offerte par le programme, qui est principalement axé sur la formation[3]. En deuxième lieu, on suppose que les personnes susceptibles d'être en chômage durant une longue période ne peuvent être repérées avant d'avoir été sans emploi pendant longtemps. Dans une certaine mesure, le programme vise quatre groupes, à savoir les femmes, les autochtones, les personnes handicapées et les membres de minorités visibles, mais il n'est pas facile pour autant de repérer les personnes ayant besoin d'aide. La règle des six mois de chômage a été établie pour tenir compte de cette seconde hypothèse.

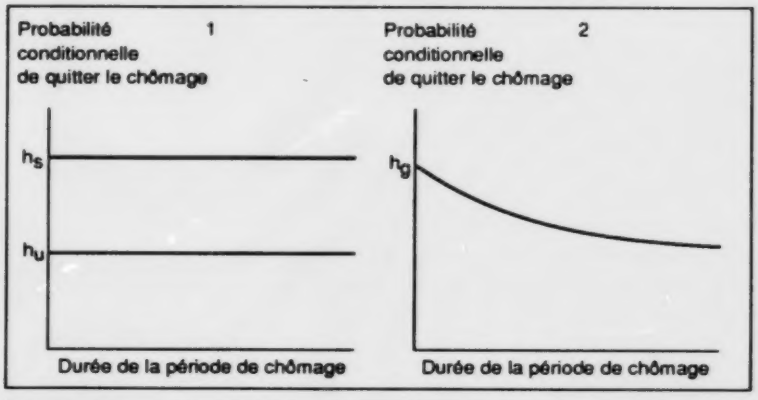
Dans la mesure où la première hypothèse est fondée, le programme sera un moyen efficace d'améliorer l'expérience professionnelle des participants.

Toutefois, la présente étude est axée principalement sur la seconde hypothèse, puisqu'elle contribue à faire du Programme de développement de l'emploi une politique essentiellement passive et détermine le fardeau du chômage que doivent supporter les sans-emploi. Compte tenu du fait que l'information dont disposent les décideurs est limitée, comment déterminer si la période d'attente de six mois de chômage est trop longue, trop courte ou tout à fait appropriée ?

Pour tenter de répondre à cette question, prenons l'exemple d'un groupe de chômeurs récents qui est composé de deux sous-groupes, soit des personnes qualifiées et des personnes non qualifiées. Le premier sous-groupe est caractérisé par un taux de risque élevé de sorte que la durée du chômage de ces personnes sera, en moyenne, relativement courte. Ce sont les chômeurs à court terme. Par contre, le sous-groupe des chômeurs non qualifiés est caractérisé par un faible taux de risque et sera sans travail, en moyenne, durant une très longue période. Certains membres du premier sous-groupe pourront demeurer sans travail pendant longtemps, mais cela ne découle pas du fait que leurs aptitudes ne conviennent pas. C'est plutôt une question de chance. Les sommes qui pourraient être dépensées pour la formation des membres de ce sous-groupe ne feraient que diminuer les fonds disponibles pour les chômeurs non qualifiés. La première partie du graphique 1 indique les taux de risque des deux sous-groupes, où $h_s$ désigne le taux de risque des chômeurs qualifiés et $h_u$ celui des chômeurs non qualifiés. Si les décideurs sont en mesure de classer un chômeur donné dans un sous-groupe ou dans l'autre, il est alors possible de pratiquer une politique active et il n'y a aucune raison de fixer un critère d'admissibilité comportant une durée déterminée.

**Graphique 1**

**Taux de risque hypothétiques des particuliers et du groupe**



Toutefois, puisque les décideurs ne disposent pas de ce genre de renseignements, il est donc nécessaire de déterminer, pour les fins de la politique à mettre en œuvre, le temps que doit durer le chômage avant que l'on puisse raisonnablement supposer que la plupart des participants au programme sont des chômeurs ayant besoin d'aide. La réponse à cette question peut être déduite de l'examen du taux de risque de l'ensemble du groupe de chômeurs. C'est ce qui ressort de la deuxième partie du graphique 1. On peut y voir un fléchissement progressif du taux de risque de l'ensemble du groupe, attribuable au fait que les chômeurs qualifiés se trouvent du travail plus rapidement que les chômeurs non qualifiés. Avec le temps, le groupe des chômeurs sera composé d'une proportion croissante de chômeurs non qualifiés. À mesure que s'opère cette « sélection », le taux de risque du groupe diminue et se rapproche du taux de risque réel des chômeurs non qualifiés. Ce scénario permet d'envisager un critère d'admissibilité approprié servant à écarter les chômeurs qui n'ont pas besoin de l'aide de l'État.

Le fléchissement du taux de risque du groupe fournit une indication de l'importance de l'hétérogénéité de l'échantillon de chômeurs et peut servir à établir un critère d'admissibilité approprié. Certains membres du sous-groupe des chômeurs non qualifiés doivent supporter un coût économique pour que ce critère soit respecté, mais, du même coup, les fonds du programme sont mieux ciblés en vue de répondre à leurs besoins.

Deux remarques s'imposent. Premièrement, il faut signaler que les décideurs sont confrontés à un arbitrage entre deux types d'erreurs possibles. Il est possible qu'ils donnent de la formation à une personne qui ne serait pas devenue un chômeur à long terme ou qu'ils ne dispensent pas de formation à une personne prédisposée à être en chômage pendant longtemps. Les observations qui précèdent ne signifient pas que les décideurs doivent fixer le critère d'admissibilité au point où le taux de risque du groupe est égal à celui des chômeurs non qualifiés. Un tel critère ne correspondrait pas à l'optimum social parce qu'il aurait pour effet de grossir l'erreur du premier type sans tenir compte des coûts du second type d'erreur. La stratégie optimale, du point de vue social, consiste à effectuer un arbitrage entre ces deux types d'erreurs et à choisir une ligne de conduite qui se situe quelque part entre les deux. La décision finale sera éventuellement le résultat d'un jugement de valeur et le reflet des contraintes budgétaires du gouvernement. L'examen du taux de risque du groupe aidera à préciser le point où le processus de sélection est achevé et, partant, à déterminer le niveau où les conséquences de chaque type d'erreurs sont acceptables.

Deuxièmement, il faut reconnaître que les taux de risque des membres de chaque sous-groupe peuvent ne pas être constants. En réalité, la diminution du taux de risque du groupe à mesure que se prolonge le chômage peut être attribuable non pas au processus de sélection mais au fait que le taux de risque

de chaque personne diminue avec le temps. Le phénomène de variation du taux de risque d'une personne durant la période de chômage est appelé la « dépendance temporelle ». Dans ce contexte, le fait même d'être en chômage détermine les caractéristiques du chômeur ou les contraintes qu'il doit affronter. Il se peut que la probabilité conditionnelle de trouver un emploi diminue en fonction de la durée du chômage si les personnes touchées sont susceptibles de se décourager et de mettre moins d'ardeur à chercher un emploi, ou si leurs aptitudes se dégradent progressivement de sorte que les offres d'emploi se font moins nombreuses, ou encore tout simplement si les employeurs croient que les aptitudes diminuent avec le temps et préfèrent offrir les emplois disponibles à ceux qui n'ont pas été longtemps sans travail.

Dans les études empiriques, on a accordé beaucoup d'importance aux rôles distincts du processus de sélection et de la dépendance temporelle dans la diminution du taux de risque[4]. Dans le cadre du présent examen, toutefois, l'importance relative de chaque facteur n'a qu'un intérêt secondaire. Pour tirer des conclusions probantes à ce sujet, il serait nécessaire d'intégrer à l'analyse des vérifications poussées de l'hétérogénéité observée et non observée. Puisque les questions de politique qui se rattachent au Programme de développement de l'emploi font seulement la distinction entre des catégories très générales de chômeurs, il est probable que la variation du taux de risque soit principalement attribuable au phénomène de sélection. Néanmoins, il se peut fort bien que la sélection et la dépendance temporelle jouent toutes les deux un rôle dans la baisse du taux de risque global du groupe. Dans ce cas, le phénomène de sélection continuera de se manifester dans les variations du taux de décroissance du risque.

De fait, toute recommandation de politique touchant le critère d'admissibilité qui ne tient pas compte de la possibilité d'une dépendance temporelle sera trop conservatrice, parce que le coût de l'attente augmente avec le temps lorsqu'il y a dépendance temporelle. Par exemple, si les compétences et les attitudes se détériorent en fonction de la durée du chômage, la réussite d'une personne inscrite au programme pourra fort bien être compromise par une longue période de chômage. Par contre, si l'employeur croit que les chômeurs de longue date sont foncièrement moins qualifiés, la participation au programme pourrait soulever un problème de crédibilité en étant perçue tout simplement comme un signe d'incompétence plutôt que de productivité accrue[5].

Cela étant dit, la démarche suivie dans la présente étude consiste à calculer les taux de risque empiriques pour de grands groupes de personnes et à tirer de l'évolution observée des taux une indication de l'importance de la sélection. La sélection est terminée lorsque la courbe des taux de risque devient horizontale. L'établissement d'un critère d'admissibilité correspondant à une période plus longue ne peut se justifier par le fait que cela permettra de mieux

cibler les fonds du programme; le critère doit plutôt être le reflet d'un jugement de valeur sur la répartition du fardeau du chômage, ou des contraintes budgétaires.

## Méthode et résultats empiriques

Pour calculer les taux de risque de façon empirique, il faut disposer de données sur la durée des périodes de chômage. Dans la présente étude, les calculs sont fondés sur des données rétrospectives portant sur la durée des périodes de chômage qui proviennent de l'Enquête sur l'activité annuelle (EAA) pour les années 1978 à 1980 et 1982 à 1985. L'enquête n'a pas été effectuée en 1982, ni en 1985 et par la suite. L'année 1985 représente un terme approprié pour la période étudiée étant donné que c'est en septembre de la même année qu'est entrée en vigueur la Planification de l'emploi. Dans le cadre de ces enquêtes, un échantillon différent de répondants ont été interviewés au mois de janvier de chaque année. On leur demandait d'indiquer quelle avait été leur activité durant chacun des 12 mois de l'année précédente[6]. Les données sur la durée des périodes de chômage utilisées dans l'étude sont tirées de ces interviews.

Une période de chômage commence lorsqu'une personne passe d'un emploi au chômage, et elle prend fin lorsque cette personne trouve à nouveau un emploi. Dans la présente étude, nous ne faisons pas de distinction entre le chômage et l'inactivité qui peut survenir pendant une période de chômage, parce que l'on suppose implicitement que le chômeur et la personne inactive ont un comportement comparable. Cette hypothèse a été retenue pour deux raisons. D'une part, elle permet de faire l'analyse en supposant qu'il n'y a que deux situations par rapport à l'activité, ce qui simplifie le calcul des taux de risque. D'autre part, cette hypothèse tient compte explicitement du fait que des chômeurs peuvent se décourager et ne plus chercher un emploi, possibilité qui est reconnue dans le contexte du Programme de développement de l'emploi. Les données sont décrites de façon plus détaillée dans l'étude de Corak [1990*a*].

La durée des périodes de chômage est calculée en demi-mois et peut varier entre un demi-mois et onze mois et demi, cette limite étant déterminée par le fait que l'enquête porte sur une année et par la définition du début d'une période. Il aurait été préférable que les données puissent être ventilées en fonction des quatre groupes cibles de la Planification de l'emploi. Mais elles ne permettent qu'une ventilation selon le sexe[7]. Cette ventilation est présentée de façon sommaire au tableau 1. Cet échantillon de grande taille, qui représente au total 78 986 périodes de chômage, permet de calculer les taux de risque avec une certaine précision.

**Tableau 1**

**Données sur les périodes de chômage tirées de l'Enquête sur l'activité annuelle, 1978-1980 et 1982-1985**

| | Nombre total de périodes | Périodes complètes | Périodes tronquées |
|---|---|---|---|
| Hommes | 50 721 | 19 643 (38,7) | 31 078 (61,3) |
| Femmes | 28 265 | 11 236 (39,7) | 17 029 (60,2) |
| Total | 78 986 | 30 879 (39,1) | 48 107 (60,1) |

NOTE Les valeurs entre parenthèses indiquent le pourcentage par ligne.

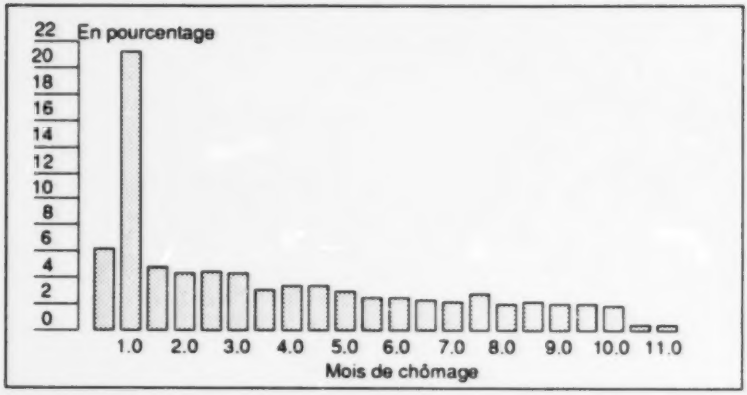
Une période de chômage peut être complète ou tronquée. Une période dite « tronquée » commence dans une année mais ne se termine pas dans la même année, si bien que sa durée exacte est inconnue. Environ 60 % des périodes de l'échantillon sont des périodes tronquées. Cette proportion élevée s'explique par le fait que l'Enquête sur l'activité annuelle porte sur une période d'une année seulement. La distinction entre les périodes complètes et les périodes tronquées revêt une grande importance dans l'estimation des taux de risque.

Le calcul des taux de risque à l'aide de ces données peut se faire de différentes manières; nous avons employé la méthode des tables de survie décrite dans l'ouvrage de Kalbfleisch et Prentice [1980, p. 15-19]. Cette méthode est expliquée brièvement en appendice. Les graphiques 2 et 3 montrent les résultats des calculs effectués. L'appendice renferme également un tableau complet des estimations des valeurs présentées dans les graphiques ainsi que des erreurs-types. L'erreur-type des taux de risque est relativement faible dans le cas des intervalles plus courts, mais elle est assez imprécise dans le cas des périodes plus longues. Cette imprécision découle du nombre relativement limité de périodes de chômage complètes d'une durée supérieure à 10 ou 11 mois.

Le graphique des taux de risque des femmes et celui des hommes sont généralement comparables. Le taux de risque est plus élevé pour les deux premiers intervalles mais il fléchit rapidement par la suite. Lorsque la période de chômage atteint de trois à quatre mois, le taux semble diminuer à nouveau, bien que faiblement, et demeure relativement constant par la suite jusqu'à environ 10 mois. Les raisons de la hausse du taux de risque durant le premier mois de chômage ne sont pas évidentes. Ce phénomène peut être attribuable à des erreurs de mémoire quant à la durée exacte des très courtes périodes de chômage et à la tendance de certains répondants à déclarer ces courtes périodes comme ayant duré un mois. En effet, certains résultats présentés dans Beach et Kaliski [1987], qui ont également étudié des données

**Graphique 2**

**Taux de risque, femmes, 1978-1980 et 1982-1985**



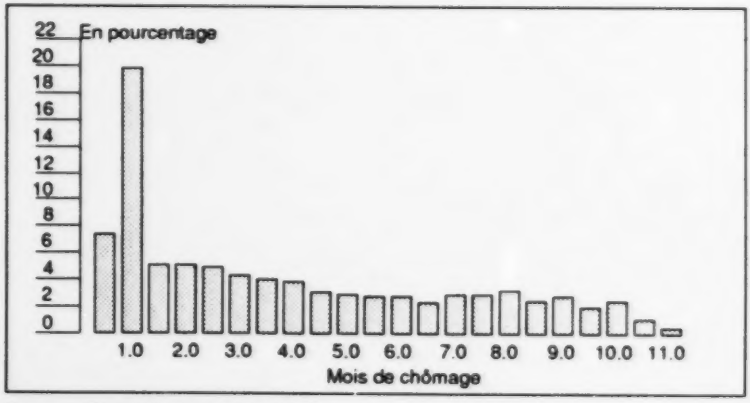

SOURCE D'après les données de l'EAA.

sur les périodes de chômage tirées de l'Enquête sur l'activité annuelle, incitent à penser qu'il y a une pointe dans le nombre de périodes de chômage ayant duré un mois selon les déclarations des répondants.

Quoi qu'il en soit, les résultats excluent la possibilité d'un taux de risque constant durant toute la période de chômage. Il est raisonnable de supposer

**Graphique 3**

**Taux de risque, hommes, 1978-1980 et 1982-1985**




SOURCE D'après les données de l'EAA.

que la probabilité du retour au travail d'une personne au cours du premier mois de chômage est d'environ 15 %. Toutefois, il importe également de signaler que la plus forte variation du taux de risque survient durant le premier mois de chômage. Dans le cadre de l'analyse présentée dans la section précédente, cette constatation pourrait signifier que la sélection dans les données s'opérerait au cours du premier mois.

Après le premier mois, les variations du taux de risque sont relativement modestes. On peut supposer que le taux continue de fléchir jusqu'au troisième ou quatrième mois de chômage. Par la suite, toutefois, il demeure relativement constant, compte tenu notamment des erreurs-types. Durant le quatrième mois de chômage, la probabilité que la période de chômage d'un homme se termine et qu'il trouve du travail est d'environ 3 %, soit essentiellement la même probabilité qu'au cours du huitième mois de chômage. Dans le cas des femmes, la probabilité de trouver un emploi reste constante après trois mois et demi, et elle se situe aussi autour de 3 %.

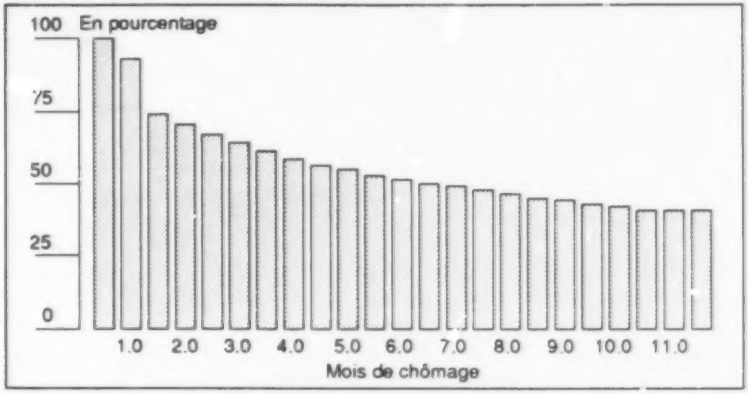
S'il est raisonnable de penser que les variations du taux de risque reflètent le processus de sélection et que ce dernier est terminé lorsque le taux de risque se stabilise, la règle des six mois de chômage comme condition d'admissibilité d'une personne au Programme de développement de l'emploi ne peut se justifier en invoquant le fait qu'elle permet d'orienter avec plus de précision les fonds du programme. Cette règle constitue plutôt un moyen de transférer le fardeau du chômage sur les chômeurs. Il est difficile de dire exactement quelle serait la règle appropriée. Les résultats indiquent cependant qu'elle ne devrait pas être supprimée entièrement. Une période de six mois est probablement trop longue, mais une période d'un mois serait vraisemblablement trop courte. Selon une estimation prudente, une période de trois à quatre mois semblerait optimale.

Compte tenu de ces résultats, la règle des six mois ne peut se justifier que par le fait que les fonds alloués au programme ne permettent pas de raccourcir la durée de la période. Cette observation entraîne l'importante question suivante : dans quelle mesure augmenterait la participation au programme si la période correspondant au critère d'admissibilité était réduite de moitié, c'est-à-dire ramenée à trois mois ? Les taux de risque estimés permettent de donner une réponse approximative à cette question. À partir des taux de risque, il est possible de construire une « fonction de survie », qui permet de déterminer quelle proportion d'un groupe de personnes se trouvant au début d'une période de chômage sera encore sans travail après un intervalle donné. Des explications détaillées de ces calculs sont présentées dans l'appendice. Le graphique 4 montre les estimations de la fonction de survie pour l'ensemble du groupe des hommes et des femmes.

La hauteur des barres indique la proportion d'un nouveau groupe de chômeurs qui sont encore sans travail. La plus courte durée retenue étant d'un

**Graphique 4**

**Fonction de survie, 1978-1980 et 1982-1985**




SOURCE D'après les données de l'EAA.

demi-mois, la totalité de l'échantillon est encore en chômage après un demi-mois. Toutefois, la proportion diminue sensiblement au cours du premier mois, témoignant du fait que le taux de risque est élevé pendant cette période. Seulement 74 % des chômeurs restent sans travail durant au moins un mois et demi.

Dans la même veine, 52 % des personnes en chômage sont toujours sans travail après six mois, tandis qu'environ 64 % n'ont pas encore trouvé d'emploi après trois mois. Par conséquent, si la durée du chômage servant de critère d'admissibilité était réduite de moitié, le nombre de chômeurs admissibles au programme augmenterait d'environ 12 %. Cette proportion n'est qu'une estimation. En particulier, elle ne tient pas compte des changements que peut entraîner un assouplissement du critère d'admissibilité au niveau du comportement des chômeurs. Néanmoins, il ne semble pas qu'une diminution de la période de chômage requise entraîne nécessairement une participation massive au programme. La plupart des personnes en chômage après trois mois seront encore sans travail après six mois.

## Conclusions

Les critères d'admissibilité aux programmes de formation ou de subvention salariale du gouvernement, comme la règle des six mois de chômage établie pour le Programme de développement de l'emploi faisant partie de la Planification de l'emploi, jouent un rôle important en raison de l'imperfection

des données disponibles au sujet des chômeurs qui sont le plus susceptibles de demeurer sans travail durant de longues périodes. Ces critères permettent de faire une distinction entre les chômeurs qui ont besoin d'aide et ceux qui peuvent se trouver un emploi par eux-mêmes. Le gouvernement peut ainsi utiliser plus efficacement les fonds du programme. Toutefois, cette forme de sélection comporte des coûts. Parce que le gouvernement est incapable d'établir avec précision quelles sont les personnes les plus susceptibles de demeurer longtemps sans emploi avant qu'elles ne connaissent une longue période de chômage, ces personnes doivent supporter un fardeau inutile et la société est privée de leur production. Un critère d'admissibilité approprié permet de réaliser un meilleur arbitrage entre ces coûts et les gains éventuels.

Les résultats obtenus dans le cadre de la présente étude semblent confirmer que la règle des six mois de chômage servant à établir l'admissibilité au Programme de développement de l'emploi constitue une période trop longue. Le processus de sélection est déjà presque terminé après le premier mois de chômage, et il est achevé à toute fin pratique après trois ou quatre mois. Une durée de trois mois représente un critère d'admissibilité aussi efficace qu'une période de six mois. Ainsi, la règle des six mois a pour effet de transférer le fardeau du chômage aux chômeurs plutôt que de permettre un meilleur ciblage des fonds du programme au bénéfice des plus défavorisés.

Ces résultats nous amènent à formuler deux recommandations au sujet de la politique qu'il faudrait mettre en œuvre. Premièrement, le gouvernement devrait assouplir le critère d'admissibilité et accroître les fonds affectés au Programme de développement de l'emploi. Selon nos résultats, il suffirait d'accroître les fonds de 10 à 15 % pour qu'il soit possible d'abaisser à trois mois la durée de la période de chômage exigée. Ces données sont approximatives et non définitives. Il s'agit d'une estimation provisoire puisqu'il n'y a eu aucune tentative en vue de déterminer les changements de comportement que pourrait provoquer une réduction de la période de chômage requise pour être admissible. En dernière analyse, la durée exacte de la période de chômage devant servir de critère d'admissibilité sera le reflet du montant des fonds affectés au programme et représentera un jugement de valeur implicite sur le partage du fardeau du chômage.

La seconde recommandation a trait à l'élaboration de mécanismes qui permettraient d'atténuer la rigueur de l'arbitrage que suppose l'utilisation d'une règle sur la durée du chômage. Dans un premier temps, le gouvernement pourrait s'efforcer d'utiliser des données plus détaillées pour déterminer si une personne est susceptible de connaître une période de chômage prolongée. Les groupes visés par la Planification de l'emploi sont trop vastes pour que les fonds puissent être affectés avec une grande précision.

Par exemple, Corak [1990*b*] a constaté qu'il existe une corrélation positive entre la durée du chômage et l'âge, la durée du dernier emploi et le salaire

relatif gagné dans le dernier emploi. Il a également observé une corrélation négative entre la durée du chômage et le degré de scolarité. Des renseignements détaillés de ce genre devraient servir à déterminer si une personne peut participer au programme. Le dernier employeur ou le syndicat de la personne en chômage devraient aussi jouer un rôle plus actif dans le processus visant à déterminer la participation d'une personne au programme. Ceux-ci disposent vraisemblablement de nombreux renseignements que ne possèdent pas les administrateurs du programme et qui pourraient servir à appuyer la participation d'une personne au programme.

Le gouvernement pourrait aussi envisager la possibilité d'utiliser d'autres mécanismes de sélection permettant aux personnes susceptibles d'être en chômage à long terme de choisir elles-mêmes de s'inscrire au programme. Le cadre administratif ou le programme peuvent-ils être conçus de manière à inciter uniquement les personnes qui en ont besoin à demander de participer au programme ?

Ces questions devraient être examinées dans toute analyse future de la politique inhérente à la Planification de l'emploi.

## Appendice

Pour calculer les taux de risque, l'auteur s'est servi de la méthode des tables de survie dans laquelle les intervalles correspondent aux intervalles d'un demi-mois ayant servi à mesurer les données. La méthode utilisée est décrite en détail dans l'ouvrage de Kalbfleisch et Prentice [1980, p. 15-19] et peut être résumée brièvement comme suit : si $t$ désigne la durée des périodes de chômage et $j$ l'intervalle, alors le nombre de personnes dont la période de chômage peut prendre fin durant l'intervalle $j$ est $n_j \equiv \sum_{t \geq j} (d_t + m_t)$ où $d_t$ représente le nombre de périodes de chômage complètes de durée $t$ et $m_t$ représente le nombre de périodes tronquées de même durée. L'estimateur tiré des tables de survie de la probabilité conditionnelle qu'une période prenne fin durant l'intervalle $j$ est exprimé par $h_j = d_j / [n_j - m_j / 2]$. Il s'agit intuitivement du nombre de périodes qui prennent fin durant l'intervalle, divisé par le nombre de périodes qui pourraient avoir pris fin pendant cet intervalle, compte tenu du fait que toutes les périodes $n_t$ ne sont pas susceptibles de se terminer durant l'intervalle.

Le tableau A-1 montre les résultats des calculs pour l'ensemble de l'échantillon, lesquels ont été effectués à l'aide de données sur les périodes de chômage tirées de l'Enquête sur l'activité annuelle. Tous les calculs ont été effectués à l'aide de la méthode « LIFETEST » du Système d'analyse statistique. L'article de Corak [1990*a*] renferme des calculs semblables, mais fondés sur une désagrégation annuelle des données.

La « fonction de survie » sert à représenter la probabilité qu'une période de chômage dépasse une durée donnée. Elle est définie en fonction des taux de risque, comme étant $S_t = \prod_{j=1}^{t} (1 - h_j)$ et exprime la probabilité qu'une personne reste en chômage durant la première période, multipliée par la probabilité que cette personne ne trouve pas de travail durant la deuxième période, et ainsi de suite jusqu'à la période $t$. Les résultats des calculs et les erreurs-types qui s'y rapportent figurent au tableau A-2.

**Tableau A-1**

**Taux de risque empiriques selon le sexe, 1978-1980 et 1982-1985**

| Intervalle | Échantillon total | Hommes | Femmes |
|---|---|---|---|
| (en mois) | | | |
| 0,0-0,5 | 0,0703 (0,0009) | 0,0746 (0,0012) | 0,0627 (0,0015) |
| 0,5-1,0 | 0,2031 (0,0016) | 0,1976 (0,0020) | 0,2125 (0,0026) |
| 1,0-1,5 | 0,0504 (0,0010) | 0,0513 (0,0013) | 0,0488 (0,0016) |
| 1,5-2,0 | 0,0486 (0,0011) | 0,0515 (0,0014) | 0,0438 (0,0016) |
| 2,0-2,5 | 0,0475 (0,0011) | 0,0491 (0,0015) | 0,0449 (0,0018) |
| 2,5-3,0 | 0,0435 (0,0012) | 0,0436 (0,0015) | 0,0435 (0,0019) |
| 3,0-3,5 | 0,0369 (0,0012) | 0,0407 (0,0016) | 0,0311 (0,0017) |
| 3,5-4,0 | 0,0366 (0,0012) | 0,0381 (0,0016) | 0,0343 (0,0019) |
| 4,0-4,5 | 0,0326 (0,0013) | 0,0317 (0,0016) | 0,0338 (0,0021) |
| 4,5-5,0 | 0,0301 (0,0013) | 0,0301 (0,0017) | 0,0301 (0,0021) |
| 5,0-5,5 | 0,0267 (0,0013) | 0,0279 (0,0018) | 0,0249 (0,0020) |
| 5,5-6,0 | 0,0263 (0,0015) | 0,0273 (0,0019) | 0,0247 (0,0023) |
| 6,0-6,5 | 0,0235 (0,0016) | 0,0233 (0,0020) | 0,0240 (0,0025) |
| 6,5-7,0 | 0,0262 (0,0018) | 0,0287 (0,0023) | 0,0219 (0,0027) |
| 7,0-7,5 | 0,0290 (0,0020) | 0,0298 (0,0026) | 0,0277 (0,0033) |
| 7,5-8,0 | 0,0278 (0,0022) | 0,0318 (0,0029) | 0,0207 (0,0032) |
| 8,0-8,5 | 0,0240 (0,0022) | 0,0253 (0,0028) | 0,0216 (0,0036) |
| 8,5-9,0 | 0,0256 (0,0026) | 0,0285 (0,0034) | 0,0200 (0,0040) |
| 9,0-9,5 | 0,0205 (0,0027) | 0,0209 (0,0034) | 0,0197 (0,0046) |
| 9,5-10,0 | 0,0222 (0,0034) | 0,0245 (0,0044) | 0,0179 (0,0051) |
| 10,0-10,5 | 0,0089 (0,0027) | 0,0114 (0,0038) | 0,0045 (0,0032) |
| 10,5-11,0 | 0,0044 (0,0025) | 0,0047 (0,0033) | 0,0040 (0,0040) |
| 11,0-11,5 | 0,0000 ( . . . )* | 0,0000 ( . . . )* | 0,0000 ( . . . )* |

NOTE Les valeurs entre parenthèses indiquent l'erreur-type.
*Erreur-type non définie.
SOURCE D'après les données de l'EAA.

**Tableau A-2**

**Fonctions de survie empiriques selon le sexe, 1978-1980 et 1982-1985**

| Intervalle | Échantillon total | Hommes | Femmes |
|---|---|---|---|
| (en mois) | | | |
| 0,0-0,5 | 1,0000 (0,0000) | 1,0000 (0,0000) | 1,0000 (0,0000) |
| 0,5-1,0 | 0,9297 (0,0009) | 0,9254 (0,0012) | 0,9373 (0,0015) |
| 1,0-1,5 | 0,7409 (0,0016) | 0,7425 (0,0020) | 0,7381 (0,0027) |
| 1,5-2,0 | 0,7036 (0,0017) | 0,7044 (0,0022) | 0,7021 (0,0029) |
| 2,0-2,5 | 0,6694 (0,0018) | 0,6682 (0,0023) | 0,6714 (0,0030) |
| 2,5-3,0 | 0,6376 (0,0019) | 0,6353 (0,0024) | 0,6412 (0,0031) |
| 3,0-3,5 | 0,6099 (0,0019) | 0,6077 (0,0024) | 0,6134 (0,0032) |
| 3,5-4,0 | 0,5874 (0,0020) | 0,5830 (0,0025) | 0,5943 (0,0032) |
| 4,0-4,5 | 0,5658 (0,0021) | 0,5607 (0,0026) | 0,5739 (0,0033) |
| 4,5-5,0 | 0,5474 (0,0021) | 0,5430 (0,0027) | 0,5545 (0,0034) |
| 5,0-5,5 | 0,5310 (0,0022) | 0,5266 (0,0028) | 0,5378 (0,0035) |
| 5,5-6,0 | 0,5168 (0,0022) | 0,5119 (0,0029) | 0,5244 (0,0036) |
| 6,0-6,5 | 0,5032 (0,0023) | 0,4980 (0,0029) | 0,5115 (0,0037) |
| 6,5-7,0 | 0,4914 (0,0024) | 0,4864 (0,0030) | 0,4992 (0,0038) |
| 7,0-7,5 | 0,4785 (0,0025) | 0,4724 (0,0032) | 0,4883 (0,0040) |
| 7,5-8,0 | 0,4646 (0,0026) | 0,4584 (0,0033) | 0,4748 (0,0042) |
| 8,0-8,5 | 0,4517 (0,0027) | 0,4438 (0,0035) | 0,4650 (0,0044) |
| 8,5-9,0 | 0,4409 (0,0028) | 0,4326 (0,0036) | 0,4549 (0,0046) |
| 9,0-9,5 | 0,4296 (0,0030) | 0,4203 (0,0038) | 0,4458 (0,0048) |
| 9,5-10,0 | 0,4208 (0,0032) | 0,4115 (0,0040) | 0,4371 (0,0052) |
| 10,0-10,5 | 0,4114 (0,0034) | 0,4014 (0,0043) | 0,4292 (0,0056) |
| 10,5-11,0 | 0,4077 (0,0035) | 0,3968 (0,0045) | 0,4273 (0,0057) |
| 11,0-11,5 | 0,4060 (0,0037) | 0,3950 (0,0046) | 0,4256 (0,0059) |

NOTE Les valeurs entre parenthèses indiquent l'erreur-type.
SOURCE D'après les données de l'EAA.

## Notes

1 Le critère d'admissibilité au Programme de développement de l'emploi précise qu'une personne doit avoir été en chômage durant au moins 24 des 30 dernières semaines.

2 Les ouvrages traitant des aspects théoriques et empiriques des taux de risque se rapportant à la durée du chômage sont beaucoup trop nombreux pour qu'il soit possible d'en présenter un compte rendu dans cette étude. Le lecteur que cela intéresse est invité à consulter l'article de Kiefer [1988] où il trouvera une vue d'ensemble des principes d'analyse qui sous-tendent la présente étude, ainsi qu'une bibliographie partielle commentée.

3 De façon générale, l'aide prévue aux termes du Programme de développement de l'emploi prend la forme de subventions à la formation, laquelle peut être dispensée dans le cadre de cours structurés dans un établissement d'enseignement ou en cours d'emploi. Les subventions salariales sont versées aux employeurs qui créent trois emplois ou plus d'une durée de 16 à 52 semaines. Les employeurs commerciaux recevront des subventions pouvant correspondre à 60 % des salaires versés, jusqu'à concurrence d'un maximum hebdomadaire de 300 $ par participant, et jusqu'à 8,00 $ par heure de formation. L'aide fournie englobe aussi le salaire du personnel administratif [Rahman et Gera, 1990, p. 51-52].

4 Les études de Corak [1990*b*] et de Ham et Rea [1987] sont deux exemples d'analyses de l'évolution des taux de risque à l'aide de données sur le Canada. Selon Ham et Rea, la courbe des taux de risque épouse la forme d'un « U » pour les personnes recevant des prestations d'assurance-chômage. Le taux s'accroît avec le temps, à mesure que les prestataires réagissent à l'épuisement de leurs prestations d'assurance-chômage. Corak utilise des données tirées de l'Enquête sur l'activité sur le marché du travail et il fait une distinction entre les périodes de chômage qui se terminent par l'inactivité, par un rappel de l'ancien employeur ou par un nouvel emploi. Selon les résultats obtenus, le taux de risque est relativement constant lorsque le chômage se termine par un nouvel emploi, et il croît puis fléchit dans les deux autres cas.

5 L'auteur remercie K. Newton et L. Osberg de lui avoir signalé ces points.

6 Ainsi, la période de 1978 à 1985 ne représente pas les années des entrevues, mais les années visées par les enquêtes. De fait, l'enquête sur l'activité annuelle a eu lieu en janvier 1978, ce qui signifie que des données existent pour 1977. Toutefois, ces données ont été exclues de l'analyse parce que le questionnaire utilisé par la suite a été modifié.

7 L'enquête sur l'activité annuelle est réalisée auprès d'un échantillon de personnes tiré de l'Enquête sur la population active de janvier. L'échantillon ne comporte donc probablement qu'un très petit nombre d'autochtones, parce que l'Enquête sur la population active n'englobe pas les réserves indiennes. En outre, l'information fournie par l'enquête ne permet pas de distinguer les minorités visibles et les personnes handicapées. Dans une version antérieure de la présente étude, une analyse a été effectuée en fonction de l'âge et de la province. Les résultats obtenus pour ces sous-groupes étaient sensiblement les mêmes que ceux qui sont présentés ici.

## Liste des tableaux et des graphiques

### Tableaux


| | | |
|---|---|---|
| 1 | Données sur les périodes de chômage tirées de l'Enquête sur l'activité annuelle, 1978-1980 et 1982-1985 | 8 |
| A-1 | Taux de risque empiriques selon le sexe, 1978-1980 et 1982-1985 | 16 |
| A-2 | Fonctions de survie empiriques selon le sexe, 1978-1980 et 1982-1985 | 17 |


### Graphiques


| | | |
|---|---|---|
| 1 | Taux de risque hypothétiques des particuliers et du groupe | 4 |
| 2 | Taux de risque, femmes, 1978-1980 et 1982-1985 | 9 |
| 3 | Taux de risque, hommes, 1978-1980 et 1982-1985 | 9 |
| 4 | Fonction de survie, 1978-1980 et 1982-1985 | 11 |

## Bibliographie


Beach, Charles M. et S. F. Kaliski [1987], « The distribution of unemployment spells: Canada, 1978-1982 », *Industrial and Labour Relations Review*, vol. 11, n° 2, janvier, p. 254-267.

Brooks, Clive et Paul Volker [1986], « The probability of leaving unemployment: The influence of duration, destination and demographics », *Economic Record*, p. 296-309.

Comité permanent du travail, de l'emploi et de l'immigration [1988], *Examen des programmes de la planification de l'emploi*, deuxième rapport du Comité permanent du travail, de l'emploi et de l'immigration, Ottawa, Chambre des communes.

Corak, Miles [1990*a*], « La durée du chômage et la dynamique de l'adaptation du secteur du travail : Résultats paramétriques obtenus à partir de l'enquête sur l'activité annuelle au Canada, 1978-1980, 1982-1985 », Document de travail n° 3, Conseil économique du Canada.

_____ [1990*b*], « Demographics, discrimination and the duration of unemployment among Canadian males », document non publié, Conseil économique du Canada.

Cox, David R. et David Oakes [1985], *Analysis of Survival Data*, Londres et New York, Chapman and Hall.

Emploi et Immigration Canada [1988], « Réponse du gouvernement au deuxième rapport du Comité permanent du travail, de l'emploi et de l'immigration », Ottawa, Approvisionnements et Services Canada.

Ham, John C. et Samuel A. Rea Jr. [1987], « Unemployment insurance and male unemployment duration in Canada », *Journal of Labor Economics*, vol. 5, p. 325-353.

Hui, W. T. et P. K. Trivedi [1985], « Duration dependence, targeted employment subsidies and unemployment benefits », Working Paper No. 122, Faculty of Economics and Research School of Social Sciences, The Australian National University.

Kalbfleisch, John D. et Robert L. Prentice [1980], *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, New York, Wiley.

Kiefer, Nicholas M. [1988], « Economic duration data and hazard functions », *Journal of Economic Literature*, vol. 26, n° 2, juin, p. 646-679.

Organisation de coopération et de développement économiques [1987], *Perspectives de l'emploi*, Paris, OCDE.

Rahman, Syed Sajjadur et Surendra Gera [1990], « Long-term unemployment: The Canadian experience », document non publié, Conseil économique du Canada.